

松 山 大 学 論 集
第 33 卷 第 2 号 抜 刷
2 0 2 1 年 6 月 発 行

生活保護世帯の中学生の進路の意識における格差

—— 全国調査の計量分析の結果から ——

吉 武 理 大

生活保護世帯の中学生の進路の意識における格差

—— 全国調査の計量分析の結果から ——

吉 武 理 大

1. 問題の所在

2019年度の学校基本調査によると、2019年の中学校の全卒業者における、高等学校等進学率は98.8%であり（文部科学省 2019: 19）、近年では中学校卒業後に進学する者の割合は99%に近づいている。それに対し、2019年の生活保護世帯の子どもの高等学校等への進学率は94.0%にとどまっており（内閣府 2019: 1）、全国的な進学率よりも約5.0%ポイント低い。加えて、高等教育に着目すると、2017年の全世帯における大学・短大進学率は52.0%と、約半数が大学・短大へ進学しているのに対し、生活保護世帯の子どもの大学・短大への進学率は19.0%ときわめて低い（厚生労働省 2018: 4）。生活保護世帯の子どもたちは特に大学・短大等の高等教育への進学において大きな格差があることがうかがえる。

このように、生活保護世帯の子どもたちは、子ども期の生活における貧困の問題だけでなく、教育における格差の問題に直面しやすい。さらに、多くの研究から明らかになっているように、子ども期の貧困や家族構造、教育における格差は、その後の初職や職業における格差、成人期における貧困や格差の問題にもつながりうる（阿部 2011; 余田・林雄亮 2010; 斉藤 2018; 三輪 2005; 森山 2012 など）。そのような意味でも、生活保護世帯の子どもたちの教育における格差は、その後の職業や成人期における長期的な格差の問題としても、解決すべき重要な問題である。

先行研究では、生活保護世帯や貧困世帯において、親の学歴、子どもの学力、子どもおよび親の教育期待に格差があること、大学進学の進路選択において経済的な問題に直面していることなどが明らかになっている(青木 2003; 卯月・末富 2015; 齊藤 2017; 三宅 2014; 桜井 2018 など)。また、進路選択については、生活保護世帯や困難層の子どもたちは、家庭の状況や家族への貢献を意識した進路選択を行っていること(林明子 2012)、進路選択において自分の所属集団以外に準拠集団をもたないことや、選択の自由や幅が限られていることも指摘されている(大澤 2008)。加えて、生活保護世帯の子どもたちの一部は、将来展望や進路を自由に描くことができない状況にあるという(盛満 2011; 小西 2003; 大澤 2008)。先行研究では、生活保護世帯や貧困世帯において、子どもたちが教育面での格差や困難を抱えている実態が明らかになっており、特にそのような問題を事例から明らかにした質的研究は大変貴重である。その一方で、データの制約もあり、全国規模のデータの計量分析によって貧困世帯や生活保護世帯の子どもの教育面の格差を明らかにした研究は少なく(卯月・末富 2015; 齊藤 2017 など)、計量分析を部分的に用いた研究については、主に局所的なデータを用いた記述的な分析となっている(林明子 2012; 小西 2003)。本稿では、そのような生活保護世帯の子どもの教育の格差について、学歴獲得以前に生じている進路に関する意識や成績における格差に着目し、全国調査データの二次分析により、生活保護世帯の子どもの教育面における格差の一端を計量的な側面から明らかにする。

2. データと方法

2-1. データ

本稿では、内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室による「親と子の生活意識に関する調査」(2011年10月27日～11月6日実施)を用いる。本データは、全国の1996年4月2日～1997年4月1日生まれ(調査時点で中学3年生)の男女4,000人、およびその保護者4,000人を対象とした、親子のペアデータ

である。調査対象者は層化2段無作為抽出されており、調査員による訪問留置・訪問回収法による自記式調査である。回収率は、子票が79.8% (3,192票)、保護者票が79.9% (3,197票)である。本分析では、そのうち各分析に使用する変数に欠損値がないケースのみ使用している。

本データの特徴としては、このように約8割と回収率が高いことに加え、中学3年生がいる世帯を対象とした親子のペアデータであり、中学3年生時点での本人および保護者の進路の希望、学校・家庭での状況や生活の様子、さまざまな意識項目について、親と子の両方から設問への回答が得られていることが挙げられる。特に、本稿で主に分析を行う、進路に関する項目については、親と子にそれぞれ教育期待に該当する項目を尋ねている。さらに、保護者票の質問項目においては、所得の内訳¹⁾として生活保護費の有無を尋ねており、生活保護受給世帯を判別することが可能である。

各分析モデルに使用する変数に欠損値がないケースに限定すると、全体のケースのうち生活保護世帯は少なく、本稿の分析は、生活保護世帯とそれ以外の世帯との比較を主とする記述的な分析にとどまる。しかしながら、生活保護世帯の中学3年生の進路に関する意識や教育面における格差の問題を検討することができる全国調査データとして貴重なデータであるため、記述的な検討ではあるが、本データを用いた分析を行う。

2-2. 変数

分析においては、以下の変数を用いた。まず、子どもの進路の意識に関わる変数については、子票の「あなたは、理想的には、将来どの学校まで行きたいと思えますか(子ども回答：理想の学歴)」、「あなたは、現実的には、どの学校まで行くことになると思えますか(子ども回答：現実的な学歴)」の2つの設問を用いた。2つの設問への回答について、「中学校まで(=9年)」、「高校・専門学校まで(=12年)」、「短大・高専まで(=14年)」、「大学以上(=16年)」として、それぞれ教育年数(9~16年)に換算した。また、保護者票の「あな

たは、お子さんに、理想的には、どの段階の学校まで進んでほしいと思いますか(親回答：理想の学歴)、「あなたは、お子さんは、現実的には、どの段階の学校まで進むと思いますか(親回答：現実的な学歴)」の2つの設問についても同様に、その回答をそれぞれ教育年数に換算した。なお、記述統計量およびクロス集計では、理想の学歴および現実的な学歴が高等教育である具体的な割合を示すため、高等教育か否かのダミー変数による分析結果も示している。

次に、子どもの属性、世帯と親の学歴に関する変数について、まず、子どもの性別の変数として男子の場合に1とするダミー変数を作成した。世帯に関する変数については、生活保護世帯の変数として、世帯の収入の内訳を尋ねた項目から、「生活保護費」を選択している場合に1とする変数を作成した。親の学歴の変数については、親の少なくとも片方の学歴が短大・高専以上である場合に「親高等教育」を1とするダミー変数を作成した。具体的には、二人親世帯の場合には両親の高いほうの学歴が高等教育か否か、母子世帯の場合には母親の学歴が高等教育か否か、父子世帯の場合には父親の学歴が高等教育か否かによって、「親高等教育」の変数を作成した。親の学歴について、親の少なくとも片方という操作化をせざるをえない理由として、父親の学歴と母親の学歴をそれぞれ別に作成し分析に投入した場合、ひとり親世帯では両親の学歴の変数を作成できないことが挙げられる。保護者票の情報からは、データ全体には、現在配偶者がいる2,700ケースだけでなく、離別／死別／未婚により配偶者がいない423ケースも含まれているため、親の少なくとも片方の学歴が高等教育であるか否かを変数として用いた。

最後に、理想の学歴および現実的な学歴の要因を説明しうる変数については、まず、子どもの成績の変数として、子票の「あなたの成績は、学年の中でどのくらいですか(回答時は中学3年生の10~11月)」という設問への回答の「下のほう(=1)」、「やや下のほう(=2)」、「まん中あたり(=3)」、「やや上のほう(=4)」、「上のほう(=5)」を1~5とした。なお、記述統計量およびクロス集計では、成績の分布の特徴を把握するために、「下のほう」、「や

や下のほう」を合わせて「下位」, 「まん中あたり」を「中位」, 「やや上のほう」, 「上のほう」を合わせて「上位」とした分析結果も示している。加えて, 子どもおよび親が回答している現実的な学歴の設問については, その理由も尋ねているため, 現実的な学歴の要因を説明する変数として, 「家庭に経済的な余裕がないから」を選択している場合に1とするダミー変数を子票・保護者票それぞれの回答について作成した。

2-3. 方法

方法としては, まず, 生活保護世帯の子どもの進路に関する意識や成績における格差について把握するために, 生活保護世帯とそれ以外の世帯の記述的な比較の分析によって, 親の学歴や子どもの成績などの格差の状況を確認したうえで, 「現実的な学歴」・「理想の学歴」(子どもおよび親の回答), 現実的な学歴における経済的な理由について記述的に検討する。

次に, 成績, 子どもおよび親が回答した「現実的な学歴」・「理想の学歴」(教育年数に換算した変数)をそれぞれ従属変数とした重回帰分析を用い, 生活保護世帯の子どもの成績や進路の意識における格差について, 多変量によって検討する。まず, 成績の分析では, モデル1において, 子どもの性別を統制したうえで, 生活保護世帯の変数を投入し, その効果を検討する。モデル2においては, 出身階層に関わる変数として, 親高等教育の効果を検討し, 親の学歴を統制したとしても, 生活保護世帯の子どもの成績における格差が生じているのかを確認する。

さらに, 「現実的な学歴」および「理想の学歴」については, それぞれ親の回答と子どもの回答の両方を重回帰分析によって検討する。モデル1およびモデル2に関しては, 成績の分析と同様に, モデル1で子どもの性別を統制し, 生活保護世帯の効果を確認し, モデル2で親の学歴を統制したうえでの生活保護世帯の格差を検討する。また, 「理想の学歴」および「現実的な学歴」については, モデル3において, そのような学歴を説明しうる要因として, 子ども

の成績の変数を投入し、成績を統制したうえでの生活保護世帯の格差を検討する。さらに、「現実的な学歴」については、その理由の変数による検討も可能であるため、「現実的な学歴」の分析のモデル4として、家庭に経済的な余裕がないという理由の変数を統制しても、生活保護世帯の格差は残るのかを検討する。なお、分析にあたっては、すべての分析においてケース数を統一する方法もあるが、データに含まれる生活保護世帯が少なく、できるかぎり多くのケース数を確保する必要があるため、同一の従属変数を用いた分析におけるモデル間ではケース数を統一するが、別の従属変数を用いた分析ではケース数を統一しないこととした。

3. 生活保護世帯の進路の意識における格差

3-1. 記述的分析

生活保護世帯／それ以外の世帯別の記述統計量を検討したところ(表1)²⁾、まず親の学歴については、生活保護を受給していない世帯においては、親の学歴が短大・高専以上の高等教育である割合が55.4%と半数を超えていたが、生活保護世帯³⁾では、親の学歴が高等教育であるケースは見られなかった。本データにおいても、生活保護世帯の子どもには、親の学歴に格差があることが確認された⁴⁾。

次に、中学3年生の子どもの成績については、表1の記述統計量より、生活保護を受給していない世帯においては、成績が「下のほう」、「やや下のほう」の下位の成績の割合は33.9%であるのに対し、生活保護世帯では77.4%と成績が下位の割合が8割近い。「下のほう」、「やや下のほう」、「まん中あたり」、「やや上のほう」、「上のほう」を1～5とした平均値でも、生活保護世帯の成績は有意に低いことがわかる。成績を上位、中位、下位に分け、その分布の特徴を確認すると(図1)、生活保護を受給していない世帯においては、成績の分布はどの区分も約3～4割程度であるが、生活保護世帯では成績が下位の割合が8割近く、中位や上位はそれぞれ1割程度ときわめて少ないことがわ

かる。

これまでの記述的な分析の結果により、生活保護世帯の子どもは親の学歴や自身の成績に不利があることが明らかになったが、そのような生活保護世帯の子どもたちはどのような進路への意識をもっているのだろうか。まず、子ども回答の現実的な学歴については、表1の記述統計量より、「あなたは、現実的には、どの学校まで行くことになると思いますか」という設問に対して、生活保護を受給していない世帯においては、高等教育との回答は6割を超えているが、生活保護世帯では高等教育との回答は約1割ときわめて少ない。子ども回答の現実的な学歴を9～16年の教育年数に換算した変数の平均値でも、生活保護を受給していない世帯は約14.35年であるのに対し、生活保護世帯では12.19年と2年以上短い。子ども回答の現実的な学歴について、その他の分布の特徴を確認すると(図3)、生活保護世帯の子どもの約8割以上が現実的な学歴を「高校・専門学校まで」と回答していることがわかる。また、そのような現実的な学歴の理由として、「家庭に経済的な余裕がないから」という項目を選択している割合は、生活保護世帯の子どもにおいてやや高い傾向にあった(表1, 図2)。

さらに、子ども回答の「理想の学歴」については、表1の記述統計量より、「あなたは、理想的には、将来どの学校まで行きたいと思いますか」という設問に対して、生活保護を受給していない世帯においては、高等教育との回答は約7割であるが、生活保護世帯では「理想の学歴」であっても高等教育との回答は約2割と少ない。また、同様に、子ども回答の「理想の学歴」を教育年数に換算した変数の平均値でも、生活保護を受給していない世帯は約14.61年であるところ、生活保護世帯では12.66年と約2年短い。子ども回答の「理想の学歴」について、その分布の特徴を確認すると(図4)、生活保護世帯の子どもの約8割が「高校・専門学校まで」と回答しており、「理想の学歴」であったとしても、生活保護世帯の子どもの「高等教育」との回答は大きくは増えていないことがわかる。

それでは、最後に、生活保護世帯の親はどのような子どもの進路への意識をもっているのだろうか。まず、親の回答についても子どもの「現実的な学歴」を確認すると（表1）、生活保護を受給していない世帯では、親が回答する子どもの「現実的な学歴」が「高等教育」との回答は6割を超えているが、生活保護世帯では約1割である。教育年数に換算した変数でも、生活保護を受給していない世帯では約14.38年であるのに対し、生活保護世帯では約12.40年と約2年短い。その他の分布の特徴を確認すると（図5）、生活保護世帯の親は約9割が「現実的な学歴」を「高校・専門学校まで」と回答していることがわかる。また、そのような「現実的な学歴」の理由として、「家庭に経済的な余裕がないから」という項目を選択している親は、生活保護世帯では約6割と子どもの経済的理由の回答よりもさらに多い（表1、図2）。

最後に、親回答の子どもの「理想の学歴」を確認すると（表1）、「理想の学歴」では、生活保護世帯の親の約4割が「高等教育」と回答している。「現実的な学歴」における格差の大きさと比べると、「理想の学歴」では格差はやや縮小しているものの、それでも生活保護を受給していない世帯（「理想の学歴」が「高等教育」は74.3%）との間には有意な差があり、教育年数に換算した変数でも、生活保護世帯の親では子どもに対する「理想の学歴」が1年以上短い（表1）。親回答の「理想の学歴」の分布を確認すると（図6）、生活保護を受給していない世帯では「高等教育」との回答が74.3%と最も多いが、生活保護世帯では、「高校・専門学校まで」との回答が約6割と最も多くなっている。以上の記述的な分析の結果から、生活保護世帯では、それ以外の世帯と比べて、成績、子ども・親が回答する「現実的な学歴」、「理想の学歴」に格差があり、さらに、「現実的な学歴」の理由として経済的な理由に言及する割合が高い傾向が確認された。

表1 生活保護世帯／それ以外の世帯別にみた記述統計量

	全体	生活保護 世帯	それ以外 の世帯	χ^2 値/ t 値
親高等教育 (= 1)	54.8% (1613)	0.0% (0)	55.4% (1613)	38.03***
成績 (中学3年生) 下位 (= 1) 「下のほう」「やや下のほう」	34.4% (1012)	77.4% (24)	33.9% (988)	25.70***
成績 (中学3年生) (1~5)	3.00 (1.29)	2.00 (1.21)	3.01 (1.28)	-4.35***
子ども回答: 現実的な学歴 「高等教育」 (= 1)	62.2% (1829)	9.7% (3)	62.7% (1826)	36.70***
子ども回答: 現実的な学歴の 教育年数 (9~16年)	14.32 (2.00)	12.19 (1.47)	14.35 (1.99)	-8.07***
子ども回答: 経済的な余裕なし (= 1)	4.1% (120)	22.6% (7)	3.9% (113)	27.41*** ^(a)
N	2942	31	2911	
子ども回答: 理想の学歴 「高等教育」 (= 1)	68.2% (2020)	18.8% (6)	68.8% (2014)	36.52***
子ども回答: 理想の学歴の 教育年数 (9~16年)	14.59 (1.88)	12.66 (1.72)	14.61 (1.87)	-6.41***
N	2961	32	2929	
親回答: 子どもの現実的な学歴 「高等教育」 (= 1)	63.3% (1783)	10.0% (3)	63.8% (1780)	37.03***
親回答: 子どもの現実的な学歴の 教育年数 (9~16年)	14.36 (1.91)	12.40 (1.22)	14.38 (1.90)	-8.77***
親回答: 経済的な余裕なし (= 1)	12.1% (341)	63.3% (19)	11.5% (322)	74.83*** ^(a)
N	2818	30	2788	
親回答: 子どもの理想の学歴 「高等教育」 (= 1)	74.0% (2083)	41.9% (13)	74.3% (2025)	16.72***
親回答: 子どもの理想の学歴の 教育年数 (9~16年)	14.82 (1.75)	13.61 (1.96)	14.83 (1.74)	-4.45**
N	2755	31	2724	

(注) %下の括弧内は n , 斜体は平均値, 括弧内は標準偏差。** $p < .01$, *** $p < .001$

(a) 1セルが期待度数5未満のため参考値。Fisherの直接確率検定では** $p < .001$ で有意。

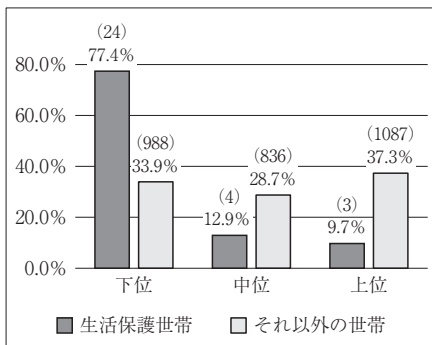


図1 成績(中学3年生)の分布

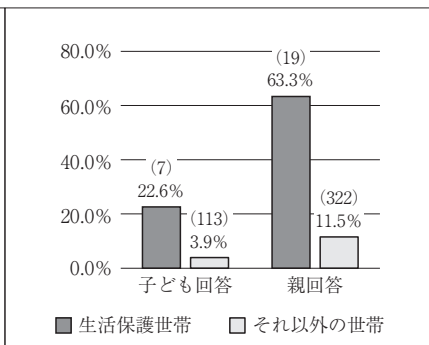


図2 現実的な学歴の理由：
経済的な余裕なし(=1)

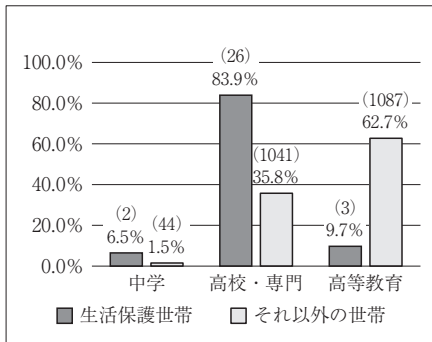


図3 子ども回答：現実的な学歴の分布

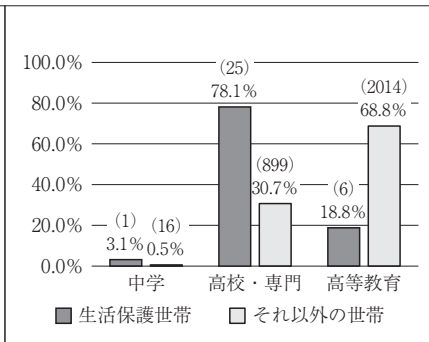


図4 子ども回答：理想の学歴の分布

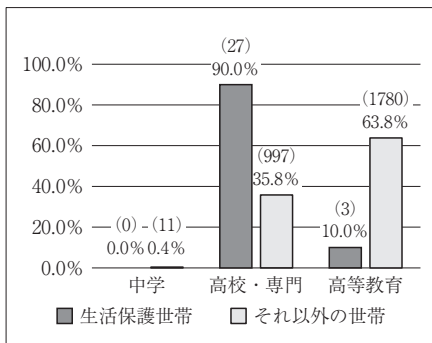


図5 親回答：子どもの現実的な学歴の分布

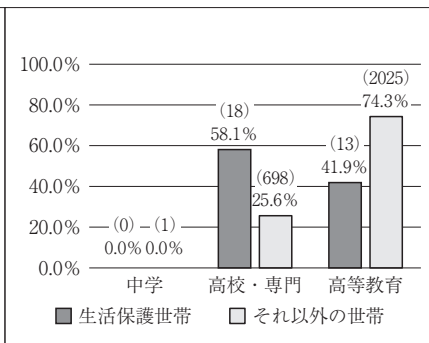


図6 親回答：子どもの理想の学歴の分布

3-2. 生活保護世帯の進路における格差の検討

本節では、成績、子どもおよび親の回答の「現実的な学歴」、「理想の学歴」をそれぞれ従属変数とした重回帰分析を行い、生活保護世帯の格差およびその要因を検討する。まず、成績を従属変数とした重回帰分析においては（表2）、モデル1で子どもの性別を統制したうえで、生活保護世帯の変数を投入した。生活保護世帯の変数は成績に対してマイナスの有意な効果を有していた（ $b = -1.00, p < 0.001$ ）。表1の記述的な分析の結果、生活保護世帯か否かと親高等教育との間には有意な関連が確認されたため⁵⁾次に、モデル2において、親の学歴の効果を統制した結果、生活保護世帯の成績へのマイナスの効果の一部は親の学歴によって説明されたが、モデル2においても生活保護世帯の効果は有意なまま残った（ $b = -0.63, p < 0.01$ ）。以上の結果から、中学3年生時点の成績について検討したところ、生活保護世帯の子どもの成績における不利の一部は、親の学歴によって説明されたが、そのような親の学歴の効果を統制してもなお生活保護世帯の子どもの成績の不利は残った。

次に、子ども自身の進路に関する意識に着目し、生活保護世帯の子どもの格差およびその要因について検討する。まず、子ども回答の「現実的な学歴」の

表2 成績を従属変数とした重回帰分析

	従属変数 成績（中学3年生）			
	モデル1		モデル2	
	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β
切片	3.03***		2.68***	
男子（= 1）	-0.04	-0.02	-0.07	-0.03
生活保護（= 1）	-1.00***	-0.08	-0.63**	-0.05
親高等教育（= 1）			0.66***	0.26
Adjusted R-square	0.006***		0.070***	
<i>N</i>	2942		2942	

(注) *b* は非標準化偏回帰係数、 β は標準化偏回帰係数。* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

教育年数を従属変数とした重回帰分析においては(表3)、モデル1で子どもの性別を統制したうえで、生活保護世帯の変数を投入したところ、生活保護世帯である場合に約2.16年「現実的な学歴」の教育年数が短い傾向にあった。前述のように、生活保護世帯か否かと親高等教育との間には有意な関連があるため⁶⁾モデル2において、親の学歴の変数を統制した結果、生活保護世帯の変数の効果の一部は説明されたものの、依然として生活保護世帯である場合に約1.32年「現実的な学歴」の教育年数が短い傾向にあった。モデル3において、表2の分析で有意な関連が確認された成績の変数⁷⁾を投入したところ、生活保護世帯の変数の効果はマイナス1年よりも小さくなったが、親の学歴と子どもの成績を統制しても、生活保護世帯の効果は有意なまま残った。最後に、「現実的な学歴」の理由として、家庭の経済的な余裕がないという理由に着目する。表1の記述的な分析の結果、生活保護世帯か否かと経済的な理由との間にも有意な関連が確認されたため⁸⁾モデル4に経済的な理由の変数を投入したところ、生活保護世帯のマイナスの効果は小さくなったものの、依然として有意なまま残った($b = -0.68$, $p < 0.05$)。以上の結果から、生活保護世帯の子どもは、子ども自身が考える「現実的な学歴」において格差があり、そのような格差の一部は、親の学歴、成績、家庭に経済的な余裕がないことによって説明されていた。しかし、それらの要因を統制してもなお、生活保護世帯の子どもはそれ以外の世帯の子どもに比べて、「現実的な学歴」において説明されない格差が残った。

生活保護世帯の子どもは「現実的」と考える学歴に格差が生じていたが、「理想」としては、どのような学歴を期待しているのだろうか。次に、子ども回答の「理想の学歴」の教育年数を従属変数とした重回帰分析において(表4)、モデル1で子どもの性別を統制したうえで、生活保護世帯の変数を投入したところ、生活保護世帯である場合に約2年「理想の学歴」の教育年数が短い傾向にあった。同様に、モデル2において親の学歴⁹⁾モデル3において成績の変数¹⁰⁾を投入したところ、生活保護世帯の変数の効果はそれぞれモデル2でマ

マイナス1.2年となり ($b = -1.21, p < 0.001$), モデル3でマイナス1年よりも小さくなったが, 親の学歴と子どもの成績を統制しても, 生活保護世帯の効果は有意なまま残った ($b = -0.87, p < 0.01$)。以上の結果から, 生活保護世帯の子どもは, 「理想」としている学歴にも格差があり, そのような格差の一部は, 親の学歴と成績によって説明されたが, それらを統制してもなお, 生活保護世帯の子ども「理想の学歴」においては説明されない格差が残った。

最後に, 親が考える子どもの「現実的な学歴」および「理想の学歴」における格差およびその要因について検討する。親回答の子ども「現実的な学歴」の教育年数を用いた重回帰分析の結果(表5), モデル1において子どもの性別を統制したうえで, 生活保護世帯の変数を投入すると, 生活保護世帯の場合に親回答の「現実的な学歴」が約2年短い傾向にあった。さらに, 生活保護世帯の変数の効果は, モデル2で親の学歴¹¹⁾を統制することで, モデル1の半分のマイナス約1年となり ($b = -1.08, p < 0.001$), モデル3で成績¹²⁾を統制することで, マイナス0.7年となった ($b = -0.70, p < 0.01$)。最後に, モデル4に経済的な理由の変数¹³⁾を投入したところ, 生活保護世帯の有意な効果は示されなくなった ($b = -0.14, n. s.$)。また, 親回答の「理想の学歴」については(表6), モデル2で親の学歴¹⁴⁾を統制することで, 生活保護世帯の変数は有意でなくなり ($b = -0.47, n. s.$), さらにモデル3で子どもの成績¹⁵⁾を統制することで, 生活保護世帯の係数はさらに小さくなった ($b = -0.20, n. s.$)。以上の結果から, 親が考える子どもの「現実的な学歴」における生活保護世帯の格差については, 親の学歴や子どもの成績に加えて経済的な要因を統制することで, 「現実的な学歴」における格差の大部分が説明された。また, 親の考える子どもの「理想の学歴」については, 親の学歴によって生活保護世帯の格差の大部分が説明された。

表3 子ども回答の「現実的な学歴」の教育年数を従属変数とした重回帰分析

	従属変数 子ども回答：現実的な学歴の教育年数（9～16年）							
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β
切片	14.31***		13.51***		11.65***		11.75***	
男子（= 1）	0.07	0.02	0.00	0.00	0.05	0.01	0.04	0.01
生活保護（= 1）	-2.16***	-0.11	-1.32***	-0.07	-0.88**	-0.05	-0.68*	-0.04
親高等教育（= 1）			1.51***	0.38	1.04***	0.26	0.99***	0.25
成績					0.70***	0.45	0.69***	0.45
経済的な余裕なし（= 1） （子ども回答）							-1.28***	-0.13
Adjusted R-square	0.012***		0.150***		0.337***		0.352***	
N	2942		2942		2942		2942	

(注) *b* は非標準化偏回帰係数, β は標準化偏回帰係数。* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

表4 子ども回答の「理想の学歴」の教育年数を従属変数とした重回帰分析

	従属変数 子ども回答：理想の学歴の教育年数（9～16年）					
	モデル1		モデル2		モデル3	
	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β
切片	14.50***		13.75***		12.21***	
男子（= 1）	0.22**	0.06	0.17**	0.04	0.20***	0.05
生活保護（= 1）	-1.99***	-0.11	-1.21***	-0.07	-0.87**	-0.05
親高等教育（= 1）			1.40***	0.37	1.02***	0.27
成績					0.58***	0.40
Adjusted R-square	0.014***		0.150***		0.295***	
N	2961		2961		2961	

(注) *b* は非標準化偏回帰係数, β は標準化偏回帰係数。* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

表5 親回答の「現実的な学歴」の教育年数を従属変数とした重回帰分析

	従属変数 親回答：子どもの現実的な学歴の教育年数（9～16年）							
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β
切片	14.24***		13.36***		11.56***		11.96***	
男子（=1）	0.26***	0.07	0.19**	0.05	0.23***	0.06	0.20***	0.05
生活保護（=1）	-2.02***	-0.11	-1.08***	-0.06	-0.70*	-0.04	-0.14	-0.01
親高等教育（=1）			1.69***	0.44	1.22***	0.32	1.06***	0.28
成績					0.67***	0.45	0.63***	0.42
経済的な余裕なし（=1） （親回答）							-1.34***	-0.23
Adjusted R-square	0.015***		0.207***		0.397***		0.445***	
N	2818		2818		2818		2818	

(注) *b* は非標準化偏回帰係数, β は標準化偏回帰係数。* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

表6 親回答の「理想の学歴」の教育年数を従属変数とした重回帰分析

	従属変数 親回答：子どもの理想の学歴の教育年数（9～16年）					
	モデル1		モデル2		モデル3	
	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β
切片	14.63***		13.86***		12.62***	
男子（=1）	0.39***	0.11	0.34***	0.10	0.37***	0.11
生活保護（=1）	-1.28***	-0.08	-0.47	-0.03	-0.20	-0.01
親高等教育（=1）			1.42***	0.41	1.11***	0.32
成績					0.47***	0.34
Adjusted R-square	0.017***		0.178***		0.287***	
N	2755		2755		2755	

(注) *b* は非標準化偏回帰係数, β は標準化偏回帰係数。* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

4. 考 察

本稿では、中学3年生およびその保護者に対する全国調査データを用いた計量的分析によって、成績における格差、子どもと親の進路に関する意識に着目し、生活保護世帯の子どもの教育をめぐる格差について検討した。まず、生活保護世帯の子どもには、成績における不利があることに加え、子ども自身が考える「現実的な学歴」にも格差があり、親の学歴や子どもの成績、経済的な要因を統制しても、その格差のすべてが説明されるわけではなかった。加えて、生活保護世帯の子どもは「理想」についても「高校・専門学校まで」とする割合が高く、子どもが考える「理想の学歴」においても格差があることが示された。すなわち、生活保護世帯の子どもたちは、中学3年生の10～11月時点の回答において、「現実的な学歴」だけでなく、そもそも「理想」とする学歴についても、他の世帯の子どもと比較して低い。このような背景として、先行研究の知見から考えると（盛満 2011；小西 2003；大澤 2008；林 2016 など）、生活保護世帯の子どもたちにおいて、将来への希望や進路をもちづらいつい困難な状況や、学歴に対する動機づけを得ることが難しい状況にあるのではないだろうか。または、「理想の学歴」の回答においても、何らかの「現実的」な状況を考慮して回答しているのではないだろうか。加えて、「理想の学歴」の要因に関する分析の結果、親の学歴や子どもの成績によっても、そのような「理想の学歴」における生活保護世帯の格差のすべては説明されなかった。

これらのことから、生活保護世帯の子どもが中学卒業前の時点で考える「現実的な学歴」および「理想の学歴」における格差には、今回検討した要因の他の何らかの要因が介在していると考えられる。その他の要因の可能性については、将来の希望の有無や早く親元から独立したいという意識、相談相手の有無、勉強や成績／将来や進路のことについての親との会話など、先行研究から推測される要因を補足的に検討したが、本データでは、生活保護世帯の格差を説明する要因とはならなかった。生活保護世帯の子どもの進路の意識のメカニズム

については、今後さらなる検討が求められる。

さらに、親の子どもに対する進路の意識に関しては、親が考える「理想の学歴」における生活保護世帯の格差は、主に親の学歴によって説明されており、「現実的な学歴」における格差は、親の学歴と子どもの成績に加えて、「家庭に経済的な余裕がない」という理由によってその格差の大部分が説明されていた。この結果からは、親が認識している子どもの「現実的な学歴」の格差を解消するためには、経済的な支援や経済的な問題の解決が重要であるということが示唆される。その一方で、本稿の分析結果からは、生活保護世帯の子ども自身の進路に対する意識については、経済的な要因だけでは説明されず、「理想」の学歴も低いという状況が確認された。生活保護世帯の子ども自身の進路の意識における格差は、複雑な問題であることがうかがえる。

最後に、本稿では全国調査データの二次分析により、生活保護世帯の子どもが進路の意識における格差の一端を計量的な側面から明らかにすることを試みたが、生活保護世帯のケース数が少なく、可能な分析にも限界があった。また、他の世帯と比較した場合の生活保護世帯の格差を計量的に示すことができた一方で、子どもの進路の意識における格差の要因の一部については、十分に明らかにすることができなかった。これらの詳細なメカニズムについては、計量的な分析だけでなく、質的な分析が必要とされる。

謝 辞

東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「親と子の生活意識に関する調査, 2011」(内閣府子ども若者・子育て施策総合推進室)の個票データの提供を受けた。

付 記

本研究は JSPS 科研費 (21K13435) の助成を受けたものである。

注

- 1) 生活保護世帯の変数には、去年1年間の世帯の収入の内訳を尋ねた項目を用いているため、世帯の生活保護の受給有無に変化が生じているケースについては、その効果を考慮することができていない可能性がある。
- 2) 前述のように、できるかぎり多くのケース数を確保する必要があるため、同一の従属変数を用いた分析におけるモデル間でのみケース数を統一している。そのため、表1においても、基本的には重回帰分析で用いるケース数にそれぞれ合わせて記述統計量を算出している。なお、複数の重回帰分析で用いる、親高等教育、成績の変数については、最も主要な分析である子ども回答の「現実的な学歴」の分析にケース数を合わせている。
- 3) 本データ全体においては、生活保護世帯は36ケース含まれており、そのうち二人親世帯は10ケース、死別母子世帯は2ケース、離別母子世帯は23ケース、離別父子世帯は1ケースである。これらの生活保護世帯のうち、子ども回答の「現実的な学歴」に使用する変数すべてに欠損値がないケースに限定すると、生活保護世帯は31ケースであり、二人親世帯は9ケース、死別母子世帯は2ケース、離別母子世帯は19ケース、離別父子世帯は1ケースである。
- 4) なお、注3にあるように、この分析における生活保護世帯では、約6～7割が母子世帯、約3割が二人親世帯である。
- 5) 補足的な分析の結果、親高等教育の有無によって子どもの成績に有意な差が確認された ($t(2940) = 14.65, p < 0.001$)。
- 6) 補足的な分析の結果、親高等教育の有無によって子ども回答の「現実的な学歴」に有意な差が確認された (Welchの検定: $t(2639.31) = 22.14, p < 0.001$)。
- 7) 補足的な分析の結果、成績と子ども回答の「現実的な学歴」には有意な関連が確認された ($r = .519, p < 0.001$)。
- 8) 補足的な分析の結果、経済的な理由の有無によって子ども回答の「現実的な学歴」に有意な差が確認された (Welchの検定: $t(145.25) = -15.90, p < 0.001$)。
- 9) 前述のように、記述的な分析の結果、生活保護世帯か否かと親高等教育との間には有意な関連が確認された。また、補足的な分析の結果、親高等教育の有無によって子ども回答の「理想の学歴」に有意な差が確認された (Welchの検定: $t(2526.10) = 21.89, p < 0.001$)。
- 10) 前述のように、記述的な分析の結果、生活保護世帯か否かと成績との間には有意な関連が確認された。また、補足的な分析の結果、成績と子ども回答の「理想の学歴」には有意な関連が確認された ($r = .468, p < 0.001$)。
- 11) 前述のように、生活保護世帯か否かと親高等教育との間には有意な関連が確認されたことに加え、補足的な分析の結果、親高等教育の有無によって親回答の「現実的な学歴」に有意な差が確認された (Welchの検定: $t(2502.35) = 26.26, p < 0.001$)。
- 12) 前述のように、生活保護世帯か否かと成績との間には有意な関連が確認されたことに加え、補足的な分析の結果、成績と親回答の「現実的な学歴」には有意な関連が確認された

- ($r = .543, p < 0.001$)。
- 13) 前述のように、生活保護世帯か否かと経済的な理由との間には有意な関連が確認されたことに加え、補足的な分析の結果、経済的な理由の有無によって親回答の「現実的な学歴」に有意な差が確認された (Welch の検定: $t(652.93) = -32.21, p < 0.001$)。
- 14) 前述のように、生活保護世帯か否かと親高等教育との間には有意な関連が確認されたことに加え、補足的な分析の結果、親高等教育の有無によって親回答の「理想の学歴」に有意な差が確認された (Welch の検定: $t(2044.56) = 22.74, p < 0.001$)。
- 15) 前述のように、生活保護世帯か否かと成績との間には有意な関連が確認されたことに加え、補足的な分析の結果、成績と親回答の「理想の学歴」には有意な関連が確認された ($r = .426, p < 0.001$)。

文 献

- 阿部彩, 2019, 「子ども期の貧困が成人後の生活困難 (デブレーション) に与える影響の分析」『季刊・社会保障研究』46(4): 354-67.
- 青木紀, 2003, 「貧困の世代的再生産の構造(2) —— B市における実態」『北海道大学大学院教育学研究科紀要』89: 211-37.
- 林明子, 2012, 「生活保護世帯の子どもの生活と進路選択 —— ライフストーリーに着目して」『教育学研究』79(1): 13-24.
- , 2016, 『生活保護世帯の子どものライフストーリー —— 貧困の世代的再生産』勁草書房.
- 厚生労働省, 2018, 「『生活保護世帯出身の大学生等の生活実態の調査・研究』の結果(概要)」(2021年2月21日取得, https://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-12002000-Shakaiengokyoku-Shakai-Hogoka/gaiyou_1.pdf).
- 小西祐馬, 2003, 「生活保護世帯の子どもの生活と意識」『教育福祉研究』9: 9-22.
- 文部科学省, 2019, 「学校基本調査 調査結果の概要 (初等中等教育機関, 専修学校・各種学校)」(2021年2月19日取得, https://www.mext.go.jp/content/20191220-mxt_chousa01-000003400_2.pdf).
- 三輪哲, 2005, 「父不在・無職の帰結 —— 将来の地位達成格差とその意味」尾嶋史章編『現代日本におけるジェンダーと社会階層に関する総合的研究』223-33.
- 三宅雄大, 2014, 「生活保護受給世帯における『大学等』への就学機会に関する研究 —— 養育者とソーシャルワーカーの役割に着目して」『社会福祉学』55(2): 40-53.
- 盛満弥生, 2011, 「学校における貧困の表れとその不可視化 —— 生活保護世帯出身生徒の学校生活を事例に」『教育社会学研究』88: 273-94.
- 森山智彦, 2012, 「職歴・ライフコースが貧困リスクに及ぼす影響 —— 性別による違いに着目して」『日本労働研究雑誌』22: 77-89.
- 内閣府, 2019, 「令和元年度子供の貧困の状況と子供の貧困対策の実施の状況」(2021年2月

- 19日取得, https://www8.cao.go.jp/kodomonohinkon/taikou/pdf/r01_joukyo.pdf).
- 大澤真平, 2008, 「子どもの経験の不平等」『教育福祉研究』14: 1-13.
- 斉藤知洋, 2017, 「子どもの貧困と中学生の教育期待形成」『社会学年報』46: 127-38.
- , 2018, 「母子世帯の子どもと職業達成」荒牧草平編『2015年SSM調査報告書2 人口・家族』2015年SSM調査研究会, 141-57.
- 桜井啓太, 2018, 「貧困と高等教育——生活保護世帯の大学進学に関する諸問題」『季刊個人金融』13(3): 11-21.
- 卯月由佳・末富芳, 2015, 「子どもの貧困と学力・学習状況——相対的貧困とひとり親の影響に着目して」『国立教育政策研究所紀要』144: 125-40.
- 余田翔平・林雄亮, 2010, 「父親の不在と社会経済的地位達成過程」『社会学年報』39: 63-74.